

## Zulassungsprüfung Stochastik, 16.10.09

Wir gehen stets von einem Wahrscheinlichkeitsraum  $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$  aus.

### Aufgabe 1 (18 Punkte)

Sei  $\mathcal{C} \subset \mathcal{A}$  eine  $\sigma$ -Algebra,  $X : \Omega \rightarrow [0, \infty)$  sei  $\mathcal{A}$ -messbar und  $X_0 : \Omega \rightarrow [0, \infty)$  sei  $\mathcal{C}$ -messbar. Beweisen Sie:

(a)  $X_0$  ist  $\mathcal{A}$ -messbar.

(b) Für alle  $C \in \mathcal{C}$  gelte

$$\int_C X_0 d\mathbb{P} = \int_C X d\mathbb{P}. \quad (1)$$

Dann folgt für alle  $\mathcal{C}$ -messbaren  $Z : \Omega \rightarrow [0, \infty)$

$$\int_\Omega ZX_0 d\mathbb{P} = \int_\Omega ZX d\mathbb{P}. \quad (2)$$

(c) Gilt die Umkehrung von (b)? Begründen Sie Ihre Antwort.

### Lösung

Zu (a)

Sei  $B \in \mathcal{B}^1$ . Da  $X_0$  messbar ist, folgt  $X_0^{-1}(B) \in \mathcal{C}$ , also wegen  $\mathcal{C} \subset \mathcal{A}$  auch  $X_0^{-1}(B) \in \mathcal{A}$ .

Zu (b)

Sei  $Z$  eine Treppenfunktion, also  $Z = \sum_{i=1}^n \alpha_i 1_{C_i}$ , wobei  $C_i \in \mathcal{C}$  und  $\alpha_i > 0$ . Dann folgt laut Voraussetzung

$$\begin{aligned} \int_\Omega ZX_0 d\mathbb{P} &= \int_\Omega \sum_{i=1}^n \alpha_i 1_{C_i} X_0 d\mathbb{P} = \sum_{i=1}^n \alpha_i \int_{C_i} X_0 d\mathbb{P} \stackrel{(1)}{=} \sum_{i=1}^n \alpha_i \int_{C_i} X d\mathbb{P} \\ &= \int_\Omega \sum_{i=1}^n \alpha_i 1_{C_i} X d\mathbb{P} = \int_\Omega ZX d\mathbb{P}. \end{aligned}$$

Somit gilt (2) für  $\mathcal{C}$ -messbare Treppenfunktionen  $Z$ .

Sei  $Z$   $\mathcal{C}$ -messbar. Dann gibt es eine Folge  $(Z_n)_{n \in \mathbb{N}}$  von  $\mathcal{C}$ -messbaren Treppenfunktionen mit  $Z_n \geq 0$  und  $Z_n \uparrow Z$ . Dann folgt  $0 \leq Z_n X_0 \uparrow ZX_0$  und  $0 \leq Z_n X \uparrow ZX$ . Ferner gilt wegen des oben Gezeigten auch

$$\forall n \in \mathbb{N} : \int_\Omega Z_n X_0 d\mathbb{P} = \int_\Omega Z_n X d\mathbb{P}.$$

Bildet man auf beiden Seiten den Grenzübergang  $n \rightarrow \infty$ , so folgt mit dem Satz von der monotonen Konvergenz die Behauptung.

Zu (c)

Die Umkehrung gilt: Sei  $C \in \mathcal{C}$ . Die Abbildung  $Z := 1_C$  ist dann  $\mathcal{C}$ -messbar und somit gilt

$$\int_C X_0 d\mathbb{P} = \int_\Omega 1_C X_0 d\mathbb{P} = \int_\Omega ZX_0 d\mathbb{P} \stackrel{(2)}{=} \int_\Omega ZX d\mathbb{P} = \int_\Omega 1_C X d\mathbb{P} = \int_C X d\mathbb{P}.$$

**Aufgabe 2 (18 Punkte)** Die Körpergröße einer Person sei näherungsweise normalverteilt mit Erwartungswert 180 cm und Varianz 64 cm<sup>2</sup>.

- (a) Bestimmen Sie die Wahrscheinlichkeit, dass eine zufällig ausgewählte Person
- (i) unter 170 cm groß ist,
  - (ii) über 184 cm groß ist,
  - (iii) zwischen 175 cm und 184 cm groß ist.
- (b) Bestimmen Sie die Wahrscheinlichkeit, dass sich die Körpergröße zweier unabhängig voneinander ausgewählten Personen um maximal 10 cm unterscheidet.
- (c) Bestimmen Sie die Wahrscheinlichkeit, dass die durchschnittliche Körpergröße zweier unabhängig voneinander ausgewählten Personen über 190 cm liegt.

**Lösung**

Zu (a)

Sei  $X$  die Zufallsvariable Körpergröße.

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(X \leq 170) &= \Phi\left(\frac{170 - 180}{8}\right) = \Phi(-1, 25) = 1 - \Phi(1, 25) \\ &= 0,1056 \\ \mathbb{P}(X \geq 184) &= 1 - \Phi\left(\frac{184 - 180}{8}\right) = 1 - \Phi(0, 5) = 0,3085 \\ \mathbb{P}(175 \leq X \leq 184) &= \mathbb{P}(X \leq 184) - \mathbb{P}(X \leq 175) = 0,6915 - 0,2676 \\ &= 0,4239 \end{aligned}$$

Zu (b)

Seien  $X_1$  und  $X_2$  die Zufallsvariablen Körpergröße zweier unabhängiger Personen. Dann ist  $X := X_1 - X_2$  normalverteilt mit Erwartungswert 0 und Varianz 128 cm<sup>2</sup>. Zu bestimmen ist als  $\mathbb{P}(|X| \leq 10)$ , also

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(|X| \leq 10) &= \mathbb{P}(-10 \leq X \leq 10) = \mathbb{P}(X \leq 10) - \mathbb{P}(X \leq -10) = \\ &= 2\Phi\left(\frac{10}{\sqrt{128}}\right) - 1 \approx 2\Phi(0, 88) - 1 = 0,6212. \end{aligned}$$

Zu (c)

Seien  $X_1$  und  $X_2$  die Zufallsvariablen Körpergröße zweier unabhängiger Personen. Zu betrachten ist  $X = \frac{X_1 + X_2}{2}$  als die durchschnittliche Körpergröße. Es gilt  $X \sim N(180, 32)$  und somit

$$\mathbb{P}(X \geq 190) = 1 - \Phi\left(\frac{190 - 180}{\sqrt{32}}\right) \approx 1 - \Phi(1, 77) = 0,0384.$$

**Aufgabe 3 (20 Punkte)**

Gegeben seien die Zufallsvariablen  $X$  und  $\Theta$  mit  $\Theta \sim U(0, 1)$ . Für  $\vartheta \in (0, 1)$  besitze  $X$  die bedingte Dichte

$$f(x|\vartheta) = \begin{cases} \binom{n}{x} \vartheta^x (1 - \vartheta)^{n-x} & \text{falls } x \in \{0, \dots, n\} \\ 0 & \text{sonst.} \end{cases}$$

- (a) Geben Sie eine Interpretation für  $X$  gegeben  $\vartheta$ .  
 (b) Bestimmen Sie die gemeinsame Dichte von  $X$  und  $\Theta$ .  
 (c) Bestimmen Sie die bedingte Dichte von  $\Theta$  gegeben  $X = x$ .

*Hinweis: Für  $p, q \in \mathbb{N}$  gilt*

$$\int_0^1 x^p (1-x)^q dx = \frac{p!q!}{(p+q+1)!}.$$

- (d) Bestimmen Sie  $\mathbb{E}(\Theta|X)$ .

### Lösung

Zu (a)

Bei gegebenem  $\vartheta$  ist  $X$  binomialverteilt mit Parametern  $n$  und  $\vartheta$ . Die Erfolgswahrscheinlichkeit  $\vartheta$  ist die Realisierung einer auf  $(0, 1)$  gleichverteilten Zufallsvariablen.

Zu (b)

Sei  $f_\Theta = 1_{(0,1)}$  die Dichte von  $\Theta$ ,  $f$  die gemeinsame Dichte von  $X$  und  $\Theta$ . Es gilt für  $x \in \{0, \dots, n\}$ ,  $\vartheta \in (0, 1)$

$$f(x, \vartheta) = f(x|\vartheta) \cdot f_\Theta(\vartheta)$$

also

$$f(x, \vartheta) = \begin{cases} \binom{n}{x} \vartheta^x (1-\vartheta)^{n-x} & \text{falls } x \in \{0, \dots, n\}, \vartheta \in (0, 1) \\ 0 & \text{sonst.} \end{cases}$$

Zu (c)

Die Dichte  $f_X$  von  $X$  ergibt sich für  $x \in \{0, \dots, n\}$  aus

$$f_X(x) = \int_0^1 f(x, \vartheta) d\vartheta = \binom{n}{x} \int_0^1 \vartheta^x (1-\vartheta)^{n-x} d\vartheta = \binom{n}{x} \frac{x!(n-x)!}{(n+1)!}.$$

Damit folgt für  $x \in \{0, \dots, n\}$  und  $\vartheta \in (0, 1)$

$$f(\vartheta|x) = \frac{f(x, \vartheta)}{f_X(x)} = \frac{\binom{n}{x} \vartheta^x (1-\vartheta)^{n-x}}{\binom{n}{x} \frac{x!(n-x)!}{(n+1)!}} = \frac{(n+1)!}{x!(n-x)!} \vartheta^x (1-\vartheta)^{n-x}.$$

Zu (d)

$$\begin{aligned} \mathbb{E}(\Theta|X=x) &= \int_0^1 \vartheta f(\vartheta|x) d\vartheta = \frac{(n+1)!}{x!(n-x)!} \int_0^1 \vartheta^{x+1} (1-\vartheta)^{n-x} d\vartheta \\ &= \frac{(n+1)!}{x!(n-x)!} \frac{(x+1)!(n-x)!}{(n+2)!} = \frac{x+1}{n+2} \end{aligned}$$

Damit ergibt sich  $\mathbb{E}(\Theta|X) = \frac{X+1}{n+2}$ .

**Aufgabe 4 (14 Punkte)**

In der folgenden Tabelle sind das Körpergewicht und die Körpergröße von zufällig ausgewählten achtjährigen Jungen aufgezeichnet.

Nr.	Körpergröße $x_i$	Gewicht $y_i$	Nr.	Körpergröße $x_i$	Gewicht $y_i$
1	140	33	7	134	27
2	145	40	8	144	36
3	135	28	9	138	29
4	139	32	10	140	36
5	139	28	11	140	34
6	130	37	12	152	40
			13	148	35

Bezeichnet man mit  $x_i$  die Körpergröße und  $y_i$  das Gewicht, so wird für die Zufallsvariablen  $Y_i$  das Modell

$$Y_i = a + bx_i + \varepsilon_i, \quad i = 1, \dots, 13$$

untersucht. Die  $\varepsilon_i$  seien unabhängig und  $N(0, \sigma^2)$ -verteilt.

Stützen die Daten die Behauptung, dass das Gewicht von der Körpergröße abhängt? Die Aussage soll zu einem Niveau von  $\alpha = 5\%$  erfolgen.

Sie können verwenden:

$$\begin{aligned} \bar{x} &= 140,3; \quad \sum_{i=1}^{13} (x_i - \bar{x})^2 = 414,8 \\ \bar{y} &= 33,5; \quad \sum_{i=1}^{13} (y_i - \bar{y})^2 = 237,2; \quad \sum_{i=1}^{13} (y_i - \bar{y})(x_i - \bar{x}) = 180,2. \end{aligned} \quad (3)$$

**Lösung**

Zu testen ist die Hypothese  $H_0 : b = 0$ .

Es ergeben sich folgende Schätzwerte:

$$\begin{aligned} \hat{b} &= \frac{180,2}{414,8} = 0,434 \\ \hat{\sigma}^2 &= \frac{1}{11} \left( 237,2 - \frac{180,2^2}{414,8} \right) = 14,44 \\ \text{se}(\hat{b}) &= \sqrt{\frac{14,44}{414,8}} = 0,187 \\ t &= \frac{\hat{b} - b_0}{\text{se}(\hat{b})} = \frac{0,434}{0,187} = 2,32. \end{aligned}$$

Die Hypothese  $b = 0$  wird abgelehnt, denn  $|T| > t_{11;0,975} = 2,201$ . Somit wird die Hypothese, dass das Gewicht nicht von der Körpergröße abhängt, abgelehnt.

**Aufgabe 5 (20 Punkte)** Wir betrachten zwei Stichproben von zufällig ausgewählten achtjährigen Jungen bzw. Mädchen. Wir gehen davon aus, dass das Gewicht  $X$  bzw.  $Y$  jeweils normalverteilt ist. Es ergaben sich folgende Werte:

**Mittelwert** 33,5 bzw. 38,3

**Empirische Varianz** 19,8 bzw. 68,1

**Stichprobengröße** Jeweils 13.

- (a) Bestimmen Sie ein Schätzintervall für das mittlere Gewicht der Jungen zum Niveau 95 %.
- (b) Wird die Annahme, dass das mittlere Gewicht der Jungen kleiner als das mittlere Gewicht der Mädchen, verworfen oder angenommen? Betrachten Sie die Hypothese zu einem Niveau von 5 %.

**Lösung**

Zu (a)

Erwartungswert und Varianz sind beide unbekannt. Es wird verwendet  $t_{12;0,975} = 2,179$ , und es ergibt sich mit  $\frac{\sqrt{19,8 \cdot 2,179}}{\sqrt{13}} = 2,69$

$$[33,5 - 2,69; 33,5 + 2,69] = [30,81; 36,19]$$

Zu (b)

Sei  $\mu_X$  bzw.  $\mu_Y$  der Erwartungswert von  $X$  bzw.  $Y$ , dem Gewicht der Jungen bzw. der Mädchen. Wir betrachten die Nullhypothese  $H_0 : \mu_X \geq \mu_Y$  mit der Alternative  $H_1 : \mu_X < \mu_Y$ .

Es wird der Zweistichproben  $t$ -Test verwendet. Die Testgröße ist

$$t = \frac{38,3 - 33,5}{s} \sqrt{\frac{13^2}{26}}$$

mit

$$s^2 = \frac{12 \cdot 68,1 + 12 \cdot 19,8}{24} = 43,95.$$

$H_0$  wird verworfen, wenn  $t$  zu „groß“ ist, also wenn  $t > t_{24;0,95} = 1,711$  Es folgt

$$t = \frac{4,8}{6,6} \cdot 2,5 = 1,846$$

$H_0$  wird wegen  $t = 1,846 > 1,711$  verworfen, die Gegenhypothese  $\mu_X < \mu_Y$  angenommen.